# E评级和碳风险溢价——基于中国股市的实证


## 摘要

本文基于2009-2020年A股市场上市公司E评级（环境评级）衡量企业面临的碳风险，通过构造模拟投资组合和直接使用公司特征与股票收益率进行回归两种方法，证明我国A股市场在2015-2016年间发生了碳溢价正负性的转变。结果显示，在2013-2015年，我国A股市场存在显著的碳风险溢价，低E评级的非绿色公司相较于高E评级的绿色公司具有更高的月均收益率；在2016-2020年，绿色公司则具有更高的月均收益率。进一步研究发现，碳溢价正负性的转变和绿色金融政策的实施具有较高相关性。



**关键词**：碳风险溢价；绿色激励；绿色金融；环境社会治理（ESG）；超额收益率


## 目录

## 一、引言

改革开放以来，我国经济经历了长达 40 多年的数量型高速增长阶段，有效满足了人们物质和文化的需求。但传统粗放式发展在现阶段面临不可持续性和低效益的问题，亟需转变发展方式，促进经济可持续发展。2010 年 9 月，国务院正式发布文件，提出加快培育和发展节能环保产业以及七大产略性新兴产业。2013 年 12 月 10 日，在中央经济工作会议上的讲话上习近平总书记首次提出“新常态”。2015 年 4 月，中共中央国务院发布《关于加快推进生态文明建设的意见》，揭开我国绿色金融发展的序幕。2015 年 9 月 21 日，中共中央、国务院印发了《生态文明体制改革总体方案》，首次明确中国绿色金融体系的顶层设计（马俊，2016）。2015 年 11 月，商务部发布信息称“十三五”期间节能环保全社会投资规模有望突破 17 万亿人民币。2015 年 12 月，《巴黎协定》在第 21 届联合国气候变化大会（巴黎气候大会）上通过，我国在 2016 年 4 月 22 日签字。2016 年 3 月 16 日，“十三五”规划中明确提出要建立绿色金融体系，发展绿色信贷、绿色债券，设立绿色发展基金 2016 年 8 月 31 日，中国人民银行等七部委联合印发《关于构建绿色金融体系的指导意见》，明确绿色金融发展的政策框架。由此可见，2015 至 2016 年是我国建立绿色金融体系的关键年，奠定了我国绿色金融体系的基础，描绘了绿色金融体系的蓝图。

碳风险常指和气候变化或使用化石燃料相关的风险 (Hoffmann & Busch, 2008)。正的碳风险溢价通常指非绿色企业相较于绿色企业面临更大的碳风险，其股票收益率也较高，负的碳溢价则相反。资本市场作为绿色金融体系中重要的一环，能否正确识别企业面临的碳风险并给予投资者相应的风险补偿，关乎市场有效性和企业融资效率。对于投资者而言了解绿色公司和非绿色公司股票收益率和风险的差异，有利于提高投资效果。

基于以上背景，本文使用 2009-2020 年 A 股市场上市公司数据，结合华证 E 评级数据研究碳溢价的存在性和正负性问题。实证结果显示，我国 A 股市场在 2015-2016 年发生了碳风险溢价由正向负的转变。在 2013-2015 年间，A 股市场存在显著正的碳溢价；在 2016-2020 年间，A 股市场则存在显著负的碳溢价。

本文可能得边际贡献如下：一、使用第三方信息公司提供的系统标准化的 E 评级衡量上市公司的碳风险暴露，可以得到更加准确的实证结果。二、实证结果表明碳溢价的正负性会发生转变，并且这种转变和绿色金融政策的实施具有时间一致性，有助于评估绿色金融体系发展状况。三、碳溢价存在性的证明有助于投资者进行投资活动。

## 二、文献综述

自 Fama & French (1993) 提出三因子模型以来，许多风险因子被学者发现并证实。随着全球变暖等环境事件的爆发，投资者的环保意识逐渐增强，并开始关注上市公司面临的环境风险。近年来 ESG（环境、社会责任和公司治理）投资策略也受到市场的广泛关注，ESG 评价体系中的一项重要分项指标就是环境，因此我们也要关注对于 ESG 风险溢价的研究。

目前对于上市公司面临的碳风险主要具有以下两种主流观点。

一、资本市场上存在负的碳风险溢价。绿色企业比如新能源行业的企业，相较于传统能源行业面临较大的技术开发风险，节能减排政策的变动也会对这些企业的未来现金流造成较大的影响，负的碳风险溢价也被称为绿色激励（韩立岩等，2017）。Atan et. al (2018) 发现马来西亚公司的 ESG 评分和加权平均资本成本正相关。刘勇和白小滢（2020）基于 2009-2015 年 A 股上市公司数据研究发现，市场上存在显著的绿色激励。周方召等（2020）使用和讯网的 ESG 评级，证实我国机构投资者具有显著的 ESG 投资偏好，并且

ESG 评级越高的股票具有更高的回报。

二、资本市场上存在正的碳风险溢价。非绿色企业比如传统的化工行业，也会面临节能减排政策的影响，这些政策可能会限制企业的污染物排放，迫使企业进行技术革新，这些风险通常被称为正碳风险溢价，或简称碳溢价。Oestreich and Tsiakas (2015) 利用欧盟的碳排放交易计划，实证发现德国获得免费排放限额的股票表现显著好于未获得免费限额的股票，其中的碳溢价既包括免费排放权带来的现金流影响，也包含碳风险因素。Bolton and Kacperczyk (2021) 发现美国股票持有者已经为持有非绿色股票要求一定的溢价补偿。Di Luo (2022) 在对英国股市的 ESG 溢价实证研究中发现了显著的 ESG 溢价，并且这种显著性和股票流动性呈负相关。危平和舒浩（2018）发现现阶段绿色基金投资表现显著低于市场平均。李瑾（2021）使用 2015 年至 2020 年来自多家 ESG 评级机构的数据，构建四因子模型，研究发现我国 A 股市场存在显著的 ESG 风险溢价。邱牧远和殷红（2019）利用彭博社的 ESG 评分，发现 ESG 评分提高可以降低融资成本，提高市场估值。其中，环境和公司治理对于融资成本的影响较大。

这两种观点并不完全对立，在市场不同的发展阶段内，某种风险溢价可能占据资产定价的主导地位。比如美国的市场碳风险溢价经历了由不显著到显著的过程 (Bolton and Kacperczyk，2021)，我国股票市场在 2013-2014 年间发生了从绿色激励到碳溢价的转变（韩国文和樊呈恒，2021）。

此外，还有学者认为投资者对于绿色企业的偏好还可能影响投资组合的风险调整收益 (Pedersen et.al, 2021)，危平和舒浩（2018）发现我国绿色基金风险调整收益低于市场基准。

## 三、研究设计

### （一）样本选择与数据来源

本文选取 2009 年 4 月-2021 年 1 月 A 股市场共 4412 只个股的月度和季度数据作为研究样本。在三因子模型和四因子模型部分使用月频数据，共计 310993 个观测值；在 OLS 回归验证碳风险的正负性时，使用季频数据，共计 108376 个观测值。两部分数据均进行了以下处理：（1）剔除 ST、ST*股票和金融行业股票；（2）剔除上市不满半年的股票；（3）剔除账面价值为负的股票。

其中，个股 E 评级数据来自上海华证指数信息服务公司，个股 Beta 值数据来自锐思数据库，股票收益率和财务数据来自国泰安数据库，“绿色金融”搜索指数来自百度指数。

### （二）碳风险衡量指标的选取

Lash & Wellington（2007）较早地定义了碳风险，认为碳风险包括三个独立但相关的风险组成部分，即监管风险、物理风险和商业风险，且可以分为六类具体风险，即监管风险、物理风险、声誉风险、法律风险、产品和技术风险以及供应链风险（张学勇和刘茜，2022）。

ESG 是环境（Environmental）、社会（Social）和治理（Governance）的英文缩写，通常指不仅仅关注公司的财务绩效，还关注企业的环境、社会和公司治理表现的价值理念、投资策略和评价工具，ESG 指标是评估企业可持续发展能力的重要指标（操群和许骞，2019）。
自 2006 年联合国责任投资原则（PRI）提出以来，ESG 理念得以明确，在发达国家市场上得以蓬勃的发展，ESG 评级机构也迅速增加。截止 2021 年，全球 ESG 评级机构数量超过 600 家（王凯和张志伟，2022）。

我国 ESG 理念的发展可以追溯至 2008 年上海证券交易所印发的《关于加强上市社会责任承担工作的通知》，明确要求在交易所上市的公司必须披露规定的环境信息。2012 年，香港联合交易所发布了《环境、社会和管治报告指引》，进一步明确了披露指标。直至 2015 年我国明确建立绿色金融体系，ESG 投资开始在我国迅速发展，也出现了一批面向我国 A 股市场的 ESG 评级机构。目前我国主要的 ESG 评级机构有：华证指数、商道融绿、

社会投资者联盟、中央财经大学绿色金融研究院等。

选取一个可以合理衡量企业在环境方面表现的指标，是正确识别碳风险溢价的关键。华证指数公布了全部 A 股上市公司季度的分项评级数据，评级可追溯至 2009 年，在国内各类指数中覆盖范围最广，各类指标公布较为详细。

华证 E 评级设置了 5 个二级指标，17 个三级指标，定量指标占 70%。华证 E 评级使用碳排放作为衡量气候变化指标最重要的因素，这与 Bolton and Kacperczyk（2021）衡量碳风险的方法类似，具有较高的可对比性。此外，华证 E 评级也关注企业披露的环境发展目标、资源消耗情况、环境管理水平和环境友好能力等多项指标，与 Lash & Wellington（2007）提出的六类具体风险相对应，可以充分衡量企业面临的碳风险暴露。

综上，我们选择华证 E 评级作为衡量企业碳风险暴露的代理变量。华证 E 评级每年公布四次，分别在 1 月 31 日、4 月 30 日、7 月 31 日和 10 月 31 日，本文据此划分季度。

### （三）实证模型与变量定义

#### 1.因子及模拟投资组合的构建

本文首先参照 Fama & French（2015）和韩立岩等（2017），对个股进行排序构造资产定价因子，证明绿色因子具有显著的定价能力。

因子构造方式如下：（1）市场因子 MKT。将考虑红利再投资的个股月收益率按照流通市值加权取平均值后减去无风险利率。无风险利率是来自国泰安数据的中债网一年期国债收益率的几何平均值。（2）市值规模因子 SMB（二分法）和账面市值比因子 HML（三分法）。首先将 t 年 5 月至 t+1 年 4 月的个股月收益率按照 t 年 4 月末的流通市值进行排序，并取得 50%分位点，其中大于 50%分位点的个股记为 B 组，小于等于 50%分位点的个股记为 S 组；再将 t 年 5 至 12 月的个股收益率按照 t-1 年会计年度末的账面市值比进行排序，并取 30%和 70%分位点，其中大于 70%分位点的个股记为 H 组，小于等于 70%分位点并且大于 30%分位点的个股记为 M 组，小于 30%分位点的个股记为 L 组。将流通市值分组和账面市值比分组交叉组合，得到 BH、BM、BL、SH、SM、SL 六个股票组合，组合内按照流通市值加权平均计算各组合月收益率。（3）绿色因子 GMNG（三分法）。为了充分利用季度数据，每季度将个股 E 评级数据按照从高评级（AAA 评级记为数字 9）到低评级（C 评级记为数字 1）排序，E 评级大于 70%分位点的记为 G 组，E 评级小于等于 70%分位点且大于 30%分为点的记为 MG 组，E 评级小于等于 30%分位点的记为 NG 组。结合上述按照流通市值和账面市值比的分组，共得到 18 个分组，即 BHG、BHNG、BMG、BHMG、BMMG、BLMG、BMNG、BLG、BLNG、SHG、SHNG、SMG、SHMG、SMMG、SLMG /SMHG、SLG、SLHG，组合内按照流通市值加权平均计算各组合月收益率。为了保证稳健性，我们还按照 50%分位点进行分组，将 E 评级大于 50%分位点的记为 G 组， E 评级小于等于 50%分位点的记为 NG 组，记作绿色因子 GMNG（二分法），并将结果展示在稳健性检验中。

各因子的计算方法如下：

在四因子模型中，模拟投资组合的构造方式与因子类似。首先按照 t 年 4 月末的流通市值和账面市值比将 t 年 5 月至 t+1 年 4 月末的个股月收益率分 16 组。流通市值和账面市值比的分组方式均是四分法，即分别按照流通市值和账面市值比的 25%、50%和 75%分位点分成 4 组后交叉组合。再按照最近可得的季度 E 评级数据将同一时刻的所有个股进行分组，分组方法按照三分法。E 评级二分法构造模拟投资组合的结果展示在稳健性检验部分。通过以上步骤可得 48 组投资组合，并计算 48 组投资组合的流通市值加权的月均超额收益率。

#### 2.绿色因子定价能力和碳溢价正负性模型

各因子和投资组合构造完成后，通过如下的模型检验各因子的显著性：

其中是个股 i 在 t 年 m 月的考虑红利再投资收益率减去无风险利率的值，是构造的模拟投资组合的月超额收益率。各值是市场所有资产整体上对于各因子的敏感程度或称因子暴露、因子载荷，其值显著异于零且因子收益率显著异于零则说明对应的因子具有显著的定价能力。

除上述模型以外，还参照 Bolton and Kacperczyk（2021）的研究方法，使用公司特征和个股收益率进行 OLS 回归，分析我国市场的碳溢价正负性问题。为方便描述，后文用 OLS 回归代指如下的个股季度数据回归模型。

其中是个股 i 在 t 年 q 季度的考虑红利再投资收益率，是个股 i 在 t 年 q 季度初的 E 评级，是控制变量，控制变量的选取参照 Bolton and Kacperczyk（2021），具体请见下表 1。若显著为正说明在样本期内 A 股市场存在显著的负碳风险溢价，显著为负则说明存在显著的正碳风险溢价。

变量定义如下表 1 所示。

表格 1 主要变量定义

| 变量 | 变量类型 | 变量名 | 频率 | 定义 |
|---|---|---|---|---|
| 个股月超额收益率 | 被解释变量 | | 月 | 个股月收益率-无风险利率 |
| 组合月超额收益率 | 被解释变量 | | 月 | 组合月收益率-无风险利率 |
| 无风险利率 | | | 月 | 中债 1 年期国债收益率的几何平均数 |
| 市场因子 | 解释变量 | | 月 | 市值加权平均收益率-无风险利率 |
| 市值规模因子 | 解释变量 | | 月 | 做多小市值，做空大市值股票的收益率 |
| 账面市值比因子 | 解释变量 | | 月 | 做多高比值，做空小比值股票的收益率 |
| 绿色因子（二分法） | 解释变量 | | 月 | 做多高 E 评级，做空低 E 评级股票的收益率 |
| 绿色因子（三分法） | 解释变量 | | 月 | 做多高 E 评级，做空低 E 评级股票的收益率 |
| 个股季收益率 | 被解释变量 | | 季 | 考虑红利再投资季度收益率，第一季度为 2 月 1 日-4 月 30 日 |
| E 评级 | 解释变量 | | 季 | 华证 ESG 评级分项数据，C 赋值为 1，AAA 赋值为 9 |
| 波动率 | 控制变量 | | 季 | E 评级日期过去一年的日收益率标准差 |
| 贝塔值 | 控制变量 | | 季 | 240 天流通市值加权滚动计算 |
| 账面市值比 | 控制变量 | | 季 | 最近可得财报的账面市值比 |
| 动量 | 控制变量 | | 季 | E 评级日期过去一年的考虑红利再投资收益率 |
| 市值 | 控制变量 | | 季 | 最近可得市场流通市值（千元）的自然对数 |
| 固定资产净额 | 控制变量 | | 季 | 最近可得财报的固定资产净额（千元）的自然对数 |
| 资产负债率 | 控制变量 | | 季 | 最近可得财报的资产负债率 |
| 销售增长率 | 控制变量 | | 年 | 最近可得年报的销售增长率 |
| 每股收益增长率 | 控制变量 | | 年 | 最近可得年报的每股收益增长率 |
| 净资产收益率 | 控制变量 | | 季 | 最近可得财报的净资产收益率 |

（三）数据处理和描述性统计

在通过 OLS 回归实证研究市场碳风险溢价的正负时，部分财务数据（Bm、Ppe、Levarage 和 Roe）按照 E 评级日期最近可得的财报数据进行匹配，将此种方法记为匹配方法 1。这种匹配方法可以更充分利用已披露的信息，但上市公司是否选择公布季报可能和公司的某些特征具有相关性，有造成选择性偏误的潜在风险，因此本文也按照匹配方法 2，即匹配最近可得的年报数据进行稳健性检验。两种匹配方法的回归结果保持一致，具体见稳健性检验部分。匹配方法的详细比较可见下表 2。

表格 2 匹配方法简述

| E 评级日期 | 匹配方法 1 | 匹配方法 2 |
|---|---|---|
| T 年 1 月 31 日 | 匹配 T-1 年半年报 | 匹配 T-2 年年报 |
| T 年 4 月 30 日 | 优先匹配 T 年一季报，次选 T-1 年年报 | 匹配 T-1 年年报 |
| T 年 7 月 31 日 | 优先匹配 T 年一季报，次选 T-1 年年报 | 匹配 T-1 年年报 |
| T 年 10 月 31 日 | 优先匹配 T 年三季报，次选 T-1 年半年报 | 匹配 T-1 年年报 |

通过 OLS 回归研究市场碳溢价正负性时，为了减少异常值影响，本文对个股季回报率、贝塔值、账面市值比、动量、资产负债率和净资产收益率进行 1%的缩尾处理，对异常值较多的销售增长率和每股收益增长率进行 2.5%的缩尾处理。

主要变量的描述性统计如表 3。由下表 3 中因子模型主要变量描述性统计可知，模拟投资组合的收益率标准差小于个股收益率标准差，分散化投资降低了特质性风险。市场因子的均值为 0.92，市值规模因子的均值为 0.20，小市值股票平均而言具有更高的收益率。二分法构造的绿色因子和三分法构造的绿色因子月均收益率皆为 0.04，的标准差略大。根据下表 3 中 OLS 回归主要变量描述性统计可知，E 评级的中位数为 1，整体上有超过 50%上市公司的 E 评级为最低级 C，75%分位数为 3。因此绿色因子实际上是在大多数年份是持有评级 C 以上的个股，卖空评级为 C 的个股的收益率。由于 E 评级分布较为特殊，三分法构造的绿色因子可能更能体现绿色公司和非绿色公司股票收益率之间的差异。

表格 3 主要变量描述性统计

| 变量名 | 样本数 | 均值 | 标准差 | 最小值 | p25 | p50 | p75 | 最大值 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | | 因子模型 | | | | |
| | 310993 | 1.10 | 13.47 | -72.46 | -6.77 | -0.17 | 7.42 | 267.21 |
| | 6768 | 1.20 | 8.92 | -35.99 | -3.97 | 0.77 | 5.83 | 41.18 |
| | 141 | 0.20 | 0.07 | 0.06 | 0.16 | 0.19 | 0.25 | 0.39 |
| | 141 | 0.92 | 7.18 | -25.35 | -2.98 | 1.20 | 3.93 | 21.93 |
| | 141 | 0.20 | 4.26 | -18.52 | -2.29 | 0.21 | 2.51 | 16.66 |
| | 141 | -0.27 | 3.72 | -17.05 | -2.10 | -0.20 | 1.72 | 19.26 |
| | 141 | 0.04 | 0.95 | -2.77 | -0.56 | 0.01 | 0.60 | 2.55 |
| | 141 | 0.04 | 1.07 | -2.23 | -0.69 | -0.09 | 0.69 | 2.67 |
| | | | | OLS 回归 | | | | |
| | 108376 | 2.60 | 20.56 | -37.45 | -10.56 | -0.20 | 11.88 | 81.70 |
| | 108376 | 1.90 | 1.18 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 3.00 | 9.00 |
| | 108376 | 2.84 | 0.87 | 0.72 | 2.25 | 2.71 | 3.26 | 8.28 |
| | 108376 | 1.04 | 0.78 | -12.95 | 0.66 | 1.03 | 1.41 | 12.76 |
| | 108376 | 60.97 | 24.88 | 11.21 | 41.76 | 60.40 | 79.77 | 114.43 |
| | 108376 | 11.38 | 49.65 | -56.54 | -21.09 | -0.02 | 29.23 | 265.85 |
| | 108376 | 15.40 | 1.07 | 12.08 | 14.68 | 15.28 | 15.98 | 21.70 |
| | 108376 | 20.24 | 1.74 | 7.59 | 19.22 | 20.16 | 21.23 | 27.31 |
| | 108376 | 43.03 | 20.58 | 4.39 | 26.63 | 42.57 | 58.55 | 89.86 |
| | 108376 | 15.93 | 32.82 | -42.04 | -2.33 | 10.64 | 26.80 | 135.79 |
| | 108376 | -30.47 | 177.80 | -781.18 | -50.73 | -8.86 | 25.25 | 362.67 |
| | 108376 | 3.06 | 4.58 | -11.96 | 0.68 | 2.23 | 4.87 | 21.00 |

注：以上所有数据均使用流通市值加权。

时序变量的 ADF 检验结果如表 4，所有因子均在 1%的显著性水平上通过了 ADF 检验，是平稳时间序列，不存在伪回归问题。

表格 4 因子 ADF 检验

| 加权 | 流通 | 总 | 流通 | 总 | 流通 | 总 | 流通 | 总 | 流通 | 总 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| DF 值 | -6.10 | -6.13 | -4.09 | -4.03 | -4.87 | -5.13 | -4.68 | -4.30 | -4.87 | -4.65 |
| 阶数 | 5 | 5 | 5 | 5 | 5 | 5 | 5 | 5 | 5 | 5 |
| P 值 | 0.01 | 0.01 | 0.01 | 0.01 | 0.01 | 0.01 | 0.01 | 0.01 | 0.01 | 0.01 |

## 四、实证结果与分析

（一）三因子模型

下表 5 展示了按照流通市值和账面市值比分组的构造的 16 组模拟投资组合在 2009-2020 年间的平均月度收益率。如表 5 所示，除最低的账面市值比分组外，其他分组内小市值个股平均收益率均高于大市值个股平均收益率，随市值增加收益率下降的单调性明显，符合三因素模型的结论。但高账面市值比的股票未能表现出明显的风险溢价，在控制流通市值因素后账面市值比与组合的平均月度收益率之间没有明显关系。

表格 5 全样本按流通市值和账面市值比划分 16 投资组合月均收益率（%）

| | 低 | 2 | 3 | 高 |
|---|---|---|---|---|
| Small | 1.34 | 1.74 | 1.58 | 1.37 |
| 2 | 1.16 | 1.31 | 1.16 | 1.16 |
| 3 | 1.04 | 1.18 | 1.13 | 0.99 |
| Big | 1.35 | 1.07 | 1.02 | 0.97 |

下表 6 为 2009-2020 年间各类投资组合和个股的三因子模型回归结果，个股和投资组合分别按照下两式进行回归。

列（1）是绿色投资组合的回归结果，列（2）是非绿色投资组合的回归结果，列（3）是全部投资组合的回归结果，列（4）是绿色个股的回归结果，列（5）是非绿色个股的回归结果，列（6）是全部个股的回归结果，六列均采用面板回归。Hausman 检验结果显示显著拒绝随机效应模型，为了尽可能控制残差相关性的影响，列（4）-列（6）控制了个股的固定效应，后文关于个股的回归均控制了个股固定效应。

总的来看三因子模型具有较好的解释我国股票收益率截面差异的能力，全部投资组合回归列（3）和全部个股回归列（6）的各因子系数均显著，其中市场因子 MKT 和流通市值因子 SMB 的回归系数显著为正，账面市值比因子 HML 的回归系数显著为负。列（1）和列（2）的账面市值比因子 HML 不显著，这和样本量较少有关。在列（1）、列（3）至列（6）的回归结果中，常数项均显著不为 0，说明三因子模型不能完全解释我国 A 股市场的超额收益率，仍存在其他尚未发现的因子。对比投资组合和个股的回归结果，两者的回归系数高度一致。

表格 6 三因子模型回归结果

| 变量名 | (1)<br>绿色 | (2)<br>非绿色 | (3)<br>全样本 | (4)<br>绿色 | (5)<br>非绿色 | (6)<br>全样本 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| MKT | 1.004*** | 1.031*** | 1.012*** | 1.010*** | 1.024*** | 1.015*** |
| | (0.0111) | (0.0111) | (0.00890) | (0.00858) | (0.00536) | (0.00405) |
| SMB | 0.518*** | 0.505*** | 0.527*** | 0.469*** | 0.536*** | 0.545*** |

| | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | (0.145) | (0.137) | (0.0805) | (0.0306) | (0.0197) | (0.0146) |
| HML | -0.192 | -0.269 | -0.212** | -0.093** | -0.31*** | -0.21*** |
| | (0.166) | (0.164) | (0.0948) | (0.0459) | (0.0295) | (0.0228) |
| 常数项 | -0.139** | -0.0664 | -0.0933** | -0.08*** | -0.07*** | -0.07*** |
| | (0.0604) | (0.0422) | (0.0396) | (0.0107) | (0.00730) | (0.00597) |
| Observations | 2,256 | 2,256 | 6,768 | 61,906 | 167,265 | 310,993 |
| R-squared | 0.860 | 0.913 | 0.885 | 0.370 | 0.377 | 0.364 |

注：***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平上显著。以上回归均使用聚类稳健标准误。

（二）绿色因子定价能力——四因子模型

下表 7 展示了 2009-2020 年间按照流通市值（四分法）、账面市值比（四分法）和 E 评级（三分法）后得到的模拟投资组合其中绿色组合（高 E 评级组）和非绿色组合（低 E 评级组）的月均收益率之差。在控制流通市值和账面市值比后我们得到 16 组数据，可以看出其中 11 组数据为负，直观看来 2009-2020 年存在正的碳风险溢价，即低 E 评级投资组合的股票收益率高于高 E 评级组合。但 16 组时序数据的 t 值为 0.42，结果并不显著。

表格 7 全样本绿色组合和非绿色组合月均收益率之差（%）

| | 低 | 2 | 3 | 高 |
|---|---|---|---|---|
| Small | -0.13 | -0.18 | -0.04 | 0.28 |
| 2 | -0.21 | 0.04 | 0.09 | -0.05 |
| 3 | -0.13 | -0.11 | -0.25 | 0.01 |
| Big | -0.02 | -0.24 | 0.26 | -0.17 |
| t 值 | | 0.42 | | |

下表 8 在三因子模型的基础上添加了绿色因子 GMNG（三分法），列（1）至列（6）按照上表 6 的相同顺序展示。绿色因子 GMNG 在以下回归中均显著，表明绿色因子 GMNG 显著具有解释我国 A 股市场股票收益率截面上差异的能力。值得注意的是，在绿色投资组合回归列（1）和绿色个股回归列（4）中，绿色因子 GMNG 的回归系数显著为正；在非绿色投资组合回归列（2）和绿色个股回归列（5）中，绿色因子 GMNG 的回归系数显著为负。这说明绿色和非绿色股票暴露于绿色因子 GMNG 的风险存在差异，绿色股票的因子暴露为正，非绿色股票的因子暴露为负。当绿色因子 GMNG 的预期收益率为正时，表明绿色股票的预期收益率要高于非绿色股票，表现为绿色激励；当绿色因子 GMNG 的预期收益率为负时则相反，表现为碳风险溢价。由于绿色和非绿色股票对于绿色因子 GMNG 的风险暴露存在正负的差异，如列（6）全样本回归时绿色因子回归系数的显著程度反而不如列（4）和列（5）分组回归结果。

表 8 中个股和模拟投资组合使用的回归模型分别如下：

表格 8 四因子模型回归结果

| 变量名 | (1)<br>绿色 | (2)<br>非绿色 | (3)<br>全样本 | (4)<br>绿色 | (5)<br>非绿色 | (6)<br>全样本 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| MKT | 1.002*** | 1.032*** | 1.011*** | 1.006*** | 1.026*** | 1.014*** |
| | (0.0120) | (0.0117) | (0.00889) | (0.00865) | (0.00538) | (0.00407) |
| SMB | 0.560*** | 0.491*** | 0.539*** | 0.506*** | 0.525*** | 0.548*** |
| | (0.141) | (0.140) | (0.0808) | (0.0303) | (0.0197) | (0.0146) |
| HML | -0.202 | -0.265 | -0.215** | -0.114** | -0.31*** | -0.21*** |
| | (0.162) | (0.165) | (0.0938) | (0.0464) | (0.0297) | (0.0231) |
| GMNG | 0.517*** | -0.179** | 0.143** | 0.475*** | -0.16*** | 0.0513** |

| | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | (0.0707) | (0.0784) | (0.0683) | (0.0465) | (0.0303) | (0.0222) |
| 常数项 | -0.166*** | -0.0568 | -0.101** | -0.12*** | -0.06*** | -0.08*** |
| | (0.0433) | (0.0373) | (0.0380) | (0.0120) | (0.00793) | (0.00655) |
| Observations | 2,256 | 2,256 | 6,768 | 61,906 | 167,265 | 310,993 |
| R-squared | 0.860 | 0.913 | 0.885 | 0.370 | 0.377 | 0.364 |

注：***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平上显著。以上回归均使用聚类稳健标准误。

（三）碳风险溢价正负性判断

上表 7 和表 8 表明 2009-2020 年我国 A 股市场整体上对于绿色因子 GMNG 的暴露显著不为 0，但绿色因子 GMNG 的正负性不显著。本部分进一步研究我国绿色因子 GMNG 的正负性。

首先使用 OLS 回归的方法从全样本区间检验 A 股市场碳溢价的正负性，将 2009-2020 年的股票季度回报率、E 评级和控制变量纳入回归分析，回归结果如表 9 所示。回归模型如下：

下表 9 中列（1）至列（4）的 E 评级回归系数均不显著，表明我国 A 股市场在 2009-2020 年内整体上不存在显著的碳溢价。列（1）未控制任何固定效应，显示 A 股股市具有不显著的绿色激励；列（2）和列（3）分别控制了证监会门类、大类行业的固定效应，E 评级的回归系数相比未控制固定效应的回归系数减小，固定效应吸收了部分的负碳溢价。列（4）在控制个体固定效应后，E 评级的回归结果为负，A 股市场在 2013-2020 年整体呈现不显著的负碳溢价。列（1）至列（4）E 评级回归系数发生了较大变化，说明固定效应可以控制一部分内生性问题。

表格 9 全样本不同固定效应下 OLS 回归结果

| 变量名 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|---|---|---|---|---|
| E | 0.135 | 0.0592 | 0.0645 | 0.0592 |
| | (0.0838) | (0.0704) | (0.0817) | (0.0797) |
| Vol | -1.664** | -2.025*** | -1.841** | -2.442*** |
| | (0.682) | (0.638) | (0.725) | (0.129) |
| Beta | 0.194 | 0.179 | 0.186 | 0.141* |
| | (0.270) | (0.276) | (0.321) | (0.0832) |
| Bm | -0.00155 | 0.00454 | 0.00189 | 0.00755 |
| | (0.0137) | (0.0126) | (0.0126) | (0.00583) |
| Mom | 0.00168 | 0.00223 | 0.00227 | 0.00383** |
| | (0.00945) | (0.00949) | (0.00946) | (0.00181) |
| Size | -1.305*** | -1.529*** | -1.355*** | -5.982*** |
| | (0.375) | (0.388) | (0.374) | (0.196) |
| Ppe | 0.116 | 0.207 | 0.146 | 0.330*** |
| | (0.195) | (0.144) | (0.151) | (0.118) |
| Leverage | -0.00326 | 0.00292 | 0.00190 | 0.0240*** |
| | (0.0140) | (0.00927) | (0.0104) | (0.00613) |
| Salesgr | 0.00259 | 0.000814 | 0.00197 | -0.00305* |
| | (0.00664) | (0.00491) | (0.00510) | (0.00180) |
| Epsgr | -0.000136 | -5.08e-05 | -5.85e-05 | 0.000201 |
| | (0.000336) | (0.000443) | (0.000378) | (0.000330) |
| Roe | 0.0304 | 0.0417 | 0.0374 | 0.0276 |
| | (0.0594) | (0.0662) | (0.0615) | (0.0176) |
| 常数项 | 15.71** | 15.74** | 16.46** | 82.09*** |
| | (7.485) | (7.062) | (6.969) | (3.224) |

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| 行业固定效应 | No | 门类 | 大类 | No |
| 个体固定效应 | No | No | No | 个股 |
| 季度固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Observations | 108,387 | 108,387 | 108,387 | 108,387 |
| R-squared | 0.336 | 0.340 | 0.337 | 0.358 |

注：***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平上显著。以上回归均使用聚类稳健标准误。

在 2009-2020 年的全样本回归中，A 股市场未呈现出显著的碳风险溢价或者绿色激励，但并不说明在任何时间内 A 股市场均不存在碳风险溢价或者绿色激励。韩国文和樊呈恒（2021）发现中国股市在 2013-2014 年间发生了由绿色激励到碳风险溢价的转变，这种转变也可能发生在其他时间。为观察 A 股市场绿色激励的变化，我们以两年为窗口进行滚动回归，得到负碳溢价及其 P 值如下图 1。

实线表示 E 评级的回归系数，也就是负碳溢价的估计值，可以看出在 2013-2015 年回归系数均为负，市场表现为正的碳风险溢价，这与韩国文和樊呈恒（2021）的结论类似。在 2016-2019 年，市场上碳风险溢价发生了转变，表现为绿色激励，2016、2018 和 2019 年的 P 值均低于 0.2，处于较低水平。综上，从图 1 可以推断，A 股市场的碳风险溢价在 2015-2016 年再次发生了转变，在 2016 年以后绿色激励占据主导地位，故整体是呈现不显著的碳溢价。

图 1 碳风险溢价和 P 值滚动回归结果

据图 1 将样本区间划分为 2013-2015 年和 2016-2020 年，可以得到根据流通市值、账面市值比和 E 评级构造模拟投资组合的高 E 评级和低 E 评级收益率差值表，如下表 10。由表可知，在 2013-2015 年间，16 组月均收益率差值中有 12 组为负数，直观表示我国 A 股市场在此期间可能存在正的碳风险溢价，但 t 值仅为-0.65；在 2016-2020 年间，16 组月均收益率差值中有 11 组为正数，直观表示我国 A 股市场在此期间可能存在负的碳风险溢价，t 值达到 2.09，在 5%的显著性水平上显著。

表格 10 分区间绿色组合和非绿色组合月均收益率之差（%）

| | 低 | 2 | 3 | 高 |
|---|---|---|---|---|
| 2013-2015 年 | | | | |
| Small | -0.13 | -0.18 | -0.04 | 0.28 |
| 2 | -0.21 | 0.04 | 0.09 | -0.05 |
| 3 | -0.13 | -0.11 | -0.25 | 0.01 |
| Big | -0.02 | -0.24 | 0.26 | -0.17 |
| t 值 | -0.65 | | | |
| 2016-2020 年 | | | | |
| Small | 0.08 | 0.14 | -0.02 | 0.49 |
| 2 | -0.04 | -0.10 | 0.26 | 0.11 |
| 3 | -0.24 | 0.02 | 0.31 | 0.10 |
| Big | 0.19 | 0.01 | 0.43 | 0.15 |
| t 值 | 2.09 | | | |

下表 1 展示了划分样本区间后得到的分组 OLS 回归结果。列（1）是 2013-2015 年内样本股的回归结果，列（2）是 2016-2020 年内样本股的回归结果。其中市场风险 Beta 的回归系数均显著为正，账面市值比的回归系数显著为正，对数流通市值的回归结果显著为负，这三种指标和个股收益率的关系符合 Fama-French 三因子模型。列（1）中 E 评级的回归系数在 5%的显著性水平上显著为负，取值-0.556，表示 E 评级每提高一级，平均而言季度收

益率会降低 0.5%，低 E 评级的股票具有更高的收益率，表现为显著正的碳风险溢价；列（2）中 E 评级的回归系数在 5%显著性水平上显著为正，取值 0.283，说明高 E 评级的股票可以取得更高的收益率，A 股市场存在显著的负碳溢价。

表格 11 分区间 OLS 回归结果

| 变量名 | (1)<br>2013-2015 年 | (2)<br>2016-2020 年 |
|---|---|---|
| E | -0.556** | 0.283** |
| | (0.265) | (0.132) |
| Vol | -2.775*** | -2.933*** |
| | (0.429) | (0.196) |
| Beta | 0.970*** | 0.358*** |
| | (0.261) | (0.127) |
| Bm | 0.0671*** | 0.0481*** |
| | (0.0191) | (0.0110) |
| Mom | -0.0259*** | -0.00671** |
| | (0.00442) | (0.00340) |
| Size | -11.55*** | -6.525*** |
| | (0.673) | (0.411) |
| Ppe | -1.068** | 0.403 |
| | (0.428) | (0.267) |
| Leverage | 0.0908*** | 0.0342*** |
| | (0.0254) | (0.0127) |
| Salesgr | 0.00869* | -0.00991*** |
| | (0.00516) | (0.00265) |
| Epsgr | -0.000867 | -0.000178 |
| | (0.000974) | (0.000498) |
| Roe | -0.0943** | -0.0216 |
| | (0.0453) | (0.0292) |
| 常数项 | 187.0*** | 121.5*** |
| | (12.17) | (7.517) |
| Observations | 22,770 | 52,822 |
| R-squared | 0.479 | 0.319 |

注：***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平上显著。以上回归均使用聚类稳健标准误。

（四）碳风险溢价与“绿色金融”百度指数

我们已知中国 A 股市场在 2015-2016 年间发生了碳风险溢价到绿色激励的转变，其中投资者对于碳风险的认识发生了变化。2015 年 4 月，中共中央国务院发布《关于加快推进生态文明建设的意见》，揭开我国绿色金融发展的序幕。2015 年 9 月 21 日，中共中央、国务院印发了《生态文明体制改革总体方案》，首次明确中国绿色金融体系的顶层设计（马俊，2016）。“绿色金融”关键字的百度热词指数如下图 2，在 2013 年及以前“绿色金融”的搜索频率基本维持不变，处于较低水平；在 2014-2015 年，搜索频率波动程度提高，有小幅上升，在 2015 年 9 月后有较大幅度上升；2016 年 8 月 31 日，中国人民银行等七部委联合印发《关于构建绿色金融体系的指导意见》，明确绿色金融发展的政策框架，同期“绿色金融”的百度指数大幅上升，并保持在较高水平。中央政策的明朗为投资者合理预期碳风险提供了更多信息，这可能是 A 股市场碳风险溢价正负性发生变化的原因之一，但还缺乏进一步的定量研究。

图 2 绿色因子GMNG累计收益和“绿色金融”百度指数时序图

## 五、稳健性检验

本部分通过改变绿色因子 GMNG（二分法）投资组合分组方式、使用总市值加权计算投资组合收益率和更改 OLS 回归中财务数据匹配方式进行稳健性检验。上述三种稳健性检验结果基本保持一致，表明实证结论可靠有效。

（一）二分法构造绿色因子

将样本区间划分为 2013-2015 年和 2016-2020 年，使用二分法构造绿色因子，结合按照流通市值（四分法）和账面市值比（四分法），取交集并使用绿色个股月均收益率减去非绿色个股月均收益率，得到以下表 12。如下表所示，从全样本来看，大多数月均收益率之差为负，非绿色企业具有更高的收益率，表明可能存在正的碳风险溢价。在 13-15 年多数月均收益率之差为负，在 16-20 年多数月均收益率之差为正。综上所述，构造模拟投资组合对于碳风险溢价正负性的基本结论维持不变。

表格 12 二分法绿色组合和非绿色组合月均收益率之差（%）

| | 低 | 2 | 3 | 高 |
|---|---|---|---|---|
| | | 全样本 | | |
| Small | -0.41 | -0.60 | -0.06 | 0.14 |
| 2 | -0.15 | 0.15 | 0.00 | -0.41 |
| 3 | 0.06 | -0.15 | -0.41 | -0.42 |
| Big | -0.60 | -0.22 | -0.47 | -0.26 |
| t 值 | | | 0.53 | |
| | | 2013-2015 年 | | |
| Small | -0.32 | -0.17 | -0.14 | -0.31 |
| 2 | -0.46 | 0.17 | -0.32 | -0.21 |
| 3 | 0.07 | -0.17 | -0.50 | -0.19 |
| Big | -0.39 | -0.62 | 0.16 | -0.36 |
| t 值 | | | -0.51 | |
| | | 2016-2020 年 | | |
| Small | 0.08 | -0.05 | 0.12 | 0.51 |
| 2 | -0.03 | -0.09 | 0.25 | 0.24 |
| 3 | -0.08 | -0.11 | 0.02 | 0.30 |
| Big | -0.09 | 0.29 | 0.39 | 0.32 |
| t 值 | | | 2.36 | |

（二）总市值加权构造绿色因子

使用总市值加权的方式重新构造投资组合和各类因子，其中按照绿色因子（三分法）、流通市值（四分法）和账面市值比（四分法）得到的投资组合绿色公司与非绿色公司月均收益率之差矩阵如下表 13，结论保持不变。

表格 13 总市值加权绿色组合和非绿色组合月均收益率之差（%）

| | 低 | 2 | 3 | 高 |
|---|---|---|---|---|
| | | 全样本 | | |
| Small | -0.16 | -0.22 | 0.13 | 0.24 |
| 2 | -0.18 | 0.00 | -0.21 | 0.03 |

|  |  |  |  |  |
|---|---|---|---|---|
| 3 | -0.09 | -0.13 | -0.11 | -0.03 |
| Big | -0.08 | -0.24 | 0.31 | -0.01 |
| t 值 |  |  | 0.81 |  |
|  |  | 2013-2015 年 |  |  |
| Small | -0.17 | -0.44 | -0.27 | 0.35 |
| 2 | -0.14 | -0.03 | -0.42 | -0.63 |
| 3 | -0.03 | 0.13 | -0.08 | 0.04 |
| Big | -0.03 | -0.90 | 0.52 | -0.55 |
| t 值 |  |  | -1.58 |  |
|  |  | 2016-2020 年 |  |  |
| Small | 0.10 | 0.04 | 0.18 | 0.19 |
| 2 | 0.03 | 0.18 | 0.27 | 0.29 |
| 3 | -0.19 | -0.15 | 0.01 | 0.09 |
| Big | 0.18 | -0.04 | 0.40 | 0.22 |
| t 值 |  |  | 2.39 |  |



其中四因子模型的回归结果如下表 14。三因子模型的回归结果基本与流通市值加权一致，唯一例外是在对全样本区间绿色个股回归时，账面市值比不再显著，限于篇幅不再展示。对比下表 14 及上表 8，主要结论未发生变化。

表格 14 总市值加权四因子模型回归结果

| 变量名 | (1)<br>绿色 | (2)<br>非绿色 | (3)<br>全样本 | (4)<br>绿色 | (5)<br>非绿色 | (6)<br>全样本 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| MKT | 0.995*** | 1.026*** | 1.004*** | 1.004*** | 1.022*** | 1.011*** |
|  | (0.0110) | (0.0105) | (0.00834) | (0.00856) | (0.00537) | (0.00405) |
| SMB | 0.638*** | 0.598*** | 0.625*** | 0.541*** | 0.650*** | 0.626*** |
|  | (0.102) | (0.100) | (0.0583) | (0.0208) | (0.0122) | (0.00974) |
| HML | -0.138 | -0.154 | -0.134** | -0.0546** | -0.179*** | -0.122*** |
|  | (0.0927) | (0.0921) | (0.0525) | (0.0263) | (0.0163) | (0.0128) |
| GMNG | 0.540*** | -0.104 | 0.206*** | 0.532*** | -0.107*** | 0.101*** |
|  | (0.0612) | (0.0626) | (0.0611) | (0.0487) | (0.0308) | (0.0225) |
| 常数项 | -0.172*** | -0.0319 | -0.0906** | -0.133*** | -0.0497*** | -0.0708*** |
|  | (0.0413) | (0.0291) | (0.0372) | (0.0136) | (0.00930) | (0.00752) |
| Observations | 2,256 | 2,256 | 6,768 | 61,906 | 167,265 | 310,993 |
| R-squared | 0.863 | 0.913 | 0.885 | 0.372 | 0.377 | 0.365 |

注：***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平上显著。以上回归均使用聚类稳健标准误。

（三）改变 OLS 回归中财务数据匹配方式

上文有关个股季度收益率 OLS 回归中使用的财务数据按照最近可得的原则进行匹配，可能会造成一定的选择性偏误。因此下表 15 展示了按照上表 2 匹配方法 2 匹配财务数据的回归结果。由于篇幅限制，仅展示了控制个股固定效应和时间固定效应的回归结果，主要结论保持一致。

表格 15 改变财务匹配方式后 OLS 回归结果

|  | (1)<br>全样本 | (2)<br>2013-2015 年 | (3)<br>2016-2020 年 |
|---|---|---|---|

| 变量名 | | | |
|---|---|---|---|
| E | 0.0285 | -0.582** | 0.265** |
| | (0.0804) | (0.264) | (0.133) |
| Vol | -2.499*** | -2.380*** | -3.171*** |
| | (0.129) | (0.438) | (0.197) |
| Beta | 0.137 | 1.024*** | 0.402*** |
| | (0.0839) | (0.260) | (0.130) |
| Bm | 0.0166*** | 0.202*** | 0.0291*** |
| | (0.00536) | (0.0176) | (0.00968) |
| Mom | 0.00297 | -0.0417*** | -0.00945*** |
| | (0.00193) | (0.00473) | (0.00358) |
| Size | -5.770*** | -10.20*** | -6.830*** |
| | (0.185) | (0.617) | (0.383) |
| Ppe | 0.376*** | -1.031** | 0.621** |
| | (0.119) | (0.469) | (0.250) |
| Leverage | 0.0158** | 0.0770*** | 0.0287** |
| | (0.00632) | (0.0259) | (0.0130) |
| Salesgr | -0.00238 | 0.00460 | -0.00935*** |
| | (0.00183) | (0.00514) | (0.00272) |
| Epsgr | 0.000511 | 0.000803 | 0.000726 |
| | (0.000366) | (0.00107) | (0.000572) |
| Roe | -0.00948 | -0.0611*** | -0.0273** |
| | (0.00743) | (0.0226) | (0.0116) |
| 常数项 | 78.38*** | 157.3*** | 124.2*** |
| | (3.173) | (12.23) | (7.296) |
| Observations | 106,753 | 22,346 | 51,702 |
| R-squared | 0.358 | 0.483 | 0.318 |

注：***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平上显著。以上回归均使用聚类稳健标准误。

## 六、结论与建议

自 2015 年以来，为完成数量型经济向高质量发展的转变，我国正式开始了绿色金融体系的建设。A 股市场作为我国上市公司股权融资最重要的市场，市场内投资者如何评估绿色企业和非绿色企业面临的碳风险值得我们关注。

在此背景下，本文将华证 E 评级作为上市公司碳风险暴露程度的代理变量，对 2009-2020 年 A 股市场 4412 家上市公司，分析碳风险溢价的存在性和正负性。实证结果如下：（1）绿色因子在全样本区间具有显著的定价能力。在 Fama-French 三因子模型的基础上添加的绿色因子在整个样本区间内具有显著的定价能力。（2）全样本区间上碳风险溢价的正负性难以确定。模拟投资组合结果显示，在 2009-2020 年间，16 类多空组合中有 11 类组合的月均收益率为负，直观表明整体上呈现正的碳风险溢价，即非绿色公司具有超额收益率然而在 OLS 回归中，在控制更多变量的情况下，E 评级的回归结果不显著。（3）2015-2016 年内我国 A 股市场发生了碳风险溢价由正向负的转变。滚动 OLS 回归和分区间观察模拟投资组合收益率情况显示，在 2013-2015 年间我国 A 股市场存在显著正的碳风险溢价，在 2016-2020 年间存在显著负的碳风险溢价。（4）碳风险溢价的正负性转变和绿色金融体系政策发布具有高度相关性。根据绿色因子的累计收益率和“绿色金融”关键词的百度指数时序图，发现绿色因子收益的转折点、“绿色金融”搜索频率和绿色金融政策发布三者之间具有高度相关性，但仍需进一步研究。

本文研究具有理论和实践两方面的意义。理论上本文丰富了发展中国家资本市场绿色因子定价能力的研究，表明碳风险溢价的正负性会随市场发展、政策实施等发生转变。此外，本文对于绿色金融体系建设具有一定启示。随着绿色金融体系建设，碳风险溢价的正负性可能还会发生转变。

## 七、参考文献


[1]马骏.中国绿色金融的发展与前景[J].经济社会体制比较,2016(06):25-32.

[2]Hoffmann V H, Busch T. Corporate carbon performance indicators: Carbon intensity, dependency, exposure, and risk[J]. Journal of Industrial Ecology, 2008, 12(4): 505-520.

[3] Fama E F, French K R. Common risk factors in the returns on stocks and bonds[J]. Journal of financial economics, 1993, 33(1): 3-56.

[4]韩立岩, 蔡立新, 尹力博. 中国证券市场的绿色激励: 一个四因素模型[J]. 金融研究, 2017, 439(1): 145-161.

[5] Atan R, Alam M M, Said J, et al. The impacts of environmental, social, and governance factors on firm performance: Panel study of Malaysian companies[J]. Management of Environmental Quality: An International Journal, 2018.

[6]刘勇,白小滢.中国股票市场的绿色激励:可持续发展视角[J].经济管理,2020,42(01):155-173.DOI:10.19616/j.cnki.bmj.2020.01.010.

[7]周方召,潘婉颖,付辉.上市公司ESG责任表现与机构投资者持股偏好——来自中国A股上市公司的经验证据[J].科学决策,2020(11):15-41.

[8]Oestreich A M, Tsiakas I. Carbon emissions and stock returns: Evidence from the EU Emissions Trading Scheme[J]. Journal of Banking & Finance, 2015, 58: 294-308.

[9]Bolton P, Kacperczyk M. Do investors care about carbon risk?[J]. Journal of financial economics, 2021, 142(2): 517-549.

[10]Luo D. ESG, liquidity, and stock returns[J]. Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 2022, 78: 101526.

[11]危平,舒浩.中国资本市场对绿色投资认可吗?——基于绿色基金的分析[J].财经研究,2018,44(05):23-35.DOI:10.16538/j.cnki.jfe.2018.05.002.

[12]李瑾.我国A股市场ESG风险溢价与额外收益研究[J].证券市场导报,2021(06):24-33.

[13]邱牧远,殷红.生态文明建设背景下企业ESG表现与融资成本[J].数量经济技术经济研究,2019,36(03):108-123.DOI:10.13653/j.cnki.jqte.2019.03.007.

[14]韩国文,樊呈恒.企业碳排放与股票收益——绿色激励还是碳风险溢价[J].金融经济学研究,2021,36(04):78-93.

[15]Pedersen L H, Fitzgibbons S, Pomorski L. Responsible investing: The ESG-efficient frontier[J]. Journal of Financial Economics, 2021, 142(2): 572-597.

[16]Lash J, Wellington F. Competitive advantage on a warming planet[J]. Harvard Business Review, 2007, 85(3): 94-102, 143.

[17]张学勇,刘茜.碳风险对金融市场影响研究进展[J].经济学动态,2022(06):115-130.

[18]操群,许骞.金融"环境、社会和治理"(ESG)体系构建研究[J].金融监管研究,2019(04):95-111.DOI:10.13490/j.cnki.frr.2019.04.007.

[19]王凯,张志伟.国内外ESG评级现状、比较及展望[J].财会月刊,2022(02):137-143.DOI:10.19641/j.cnki.42-1290/f.2022.02.019.


## 其他证明材料



Figure 1综合一等奖学金




Figure 2校级优秀学生




Figure 3数学竞赛二等奖




Figure 4数学建模二等奖

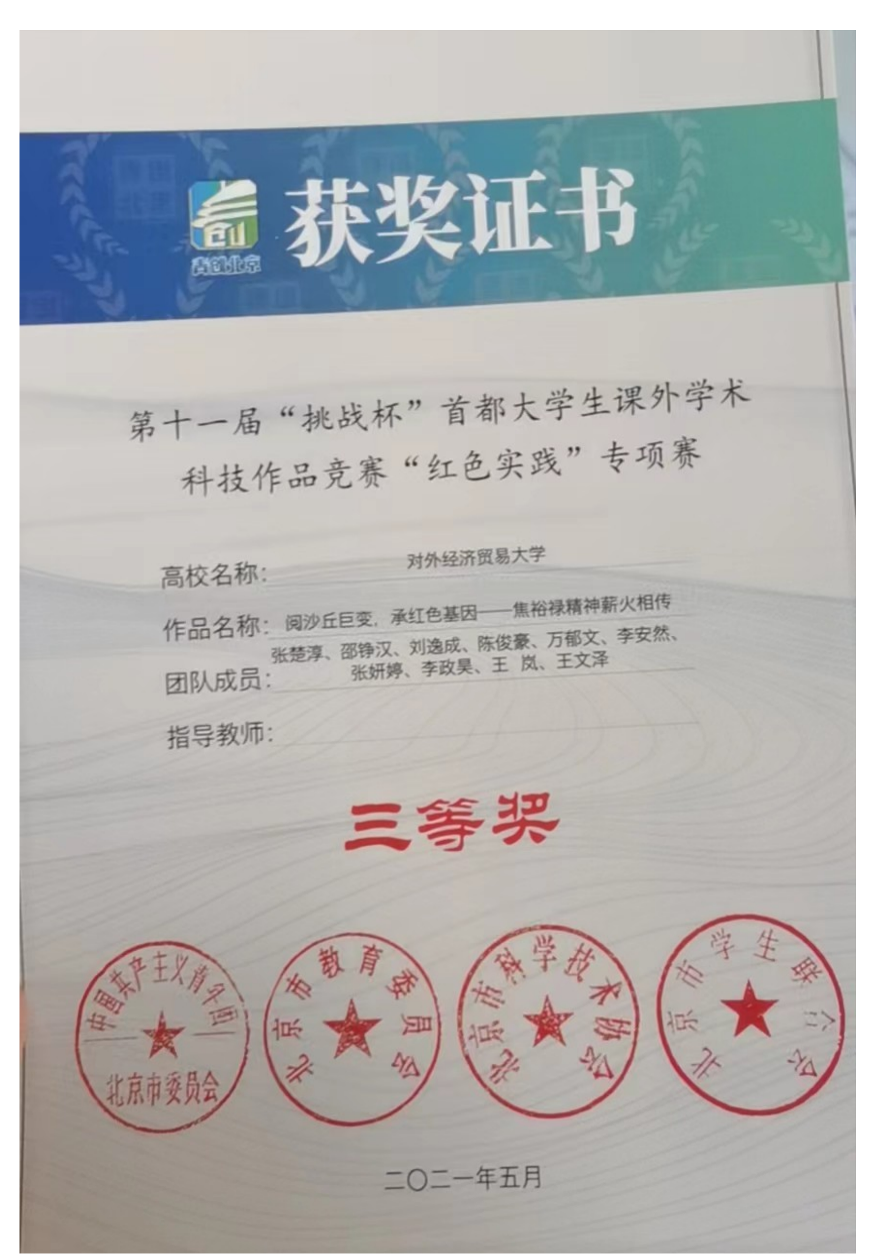


Figure 5挑战杯三等奖



全国大学英语六级考试
成绩报告单

CET®

姓　　名：邵铮汉
学　　校：对外经济贸易大学
院　　系：金融学院
身份证号：370828200207030013

笔　试

准考证号：110170222202307
考试时间：2023年3月

| 总分 | 听力 (35%) | 阅读 (35%) | 写作和翻译 (30%) |
|---|---|---|---|
| 498 | 144 | 214 | 140 |

口　试

准考证号：--
考试时间：--

| 等级 | -- |
|---|---|

成绩报告单编号：222211017001512

教育部教育考试院
教育部教育考试院 证书专用章 1101021004722

校验码：1LI3 L1D9 MF6M IC9X

## 说　明

1. 全国大学英语四、六级考试（CET）是由教育部主办的全国统一考试，考试对象为在校大学生。考试内容涵盖听、说、读、写、译等语言技能。
2. CET笔试考试时间为每年6月和12月，CET口试考试时间为每年5月和11月。
3. 考生可登录中国教育考试网（www.neea.edu.cn）查询、下载电子成绩报告单或自行办理纸质成绩证明。电子成绩报告单、纸质成绩证明与纸质成绩报告单同等效力。

Figure 6六级成绩单